



TITLE:

日本の地価と設備投資(2) ーフィナンシャル・アクセラレータ仮説の検証ー

AUTHOR(S):

古川, 顕; 林, 秉俊

CITATION:

古川, 顕 ...[et al]. 日本の地価と設備投資(2) ーフィナンシャル・アクセラレータ仮説の検証ー. 経済論叢 2002, 169(1): 1-21

ISSUE DATE:

2002-01

URL:

<https://doi.org/10.14989/45451>

RIGHT:

經濟論叢

第 169 卷 第 1 号

日本の地価と設備投資（2）	古川 顕俊 ¹ 林 秉俊
ジェームス・ハリントン研究と J. G. A. ボーコック（2）	竹澤 祐丈 ²²
1950年代中葉家電流通機構の特徴	大内 秀二郎 ³⁶
インターネット上における 個人の協働体系	淵ノ上 英樹 ⁵¹
会計制度の安定性と変化に関する 進化ゲーム理論的検討	篠田 朝也 ⁶⁹
《研究ノート》	
アダム・スミスの政治学をめぐって	田中 秀夫 ⁸⁷

平成14年1月

京都大學經濟學會

日本の地価と設備投資（2）

——フィナンシャル・アクセラレータ仮説の検証——

古 川 顕
林 秉 俊

IV 地価と設備投資の関係：時系列分析

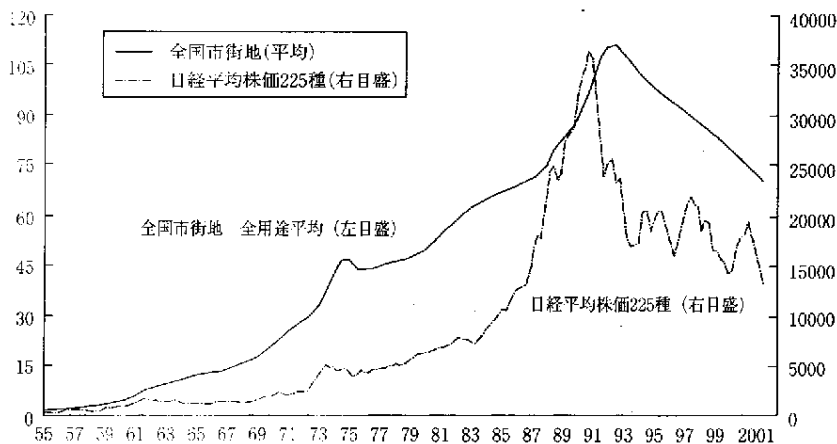
この節では、以上の理論モデルから導かれる資産価格と企業の設備投資の関係について、日本経済を対象に実証分析を行う。理論モデルが示すように、企業保有の担保価値が上昇すれば、他の条件が一定である限り、投資支出の増加が期待され、逆に担保価値が下落すれば、投資支出の減少が生じる。日本における最も重要な担保は不動産（土地）であるため、ここでは地価と設備投資の関係を分析の対象とする。

第3図には、1955年から2000年に至るまでの代表的な2つの資産価格、すなわち株価（日経225種平均株価）と地価（全国市街地；全用途平均）の推移が示されている。これを見ると、株価の変動とともに、地価の変動がいかに大きかったかが一目瞭然である。地価は1980年代後半まではほぼ一貫して上昇し、地価は下らないという「土地神話」を形成してきたが、とりわけバブル経済期の80年代後半には地価の高騰が生じ¹⁾、それに伴って企業の設備投資も急増し

1) 80年代後半の地価高騰の原因としては、日本銀行[1996]が指摘するように、①長期にわたる金融緩和による低金利の持続、②「東京の国際金融センター化」の進展に伴うオフィスビルの需給逼迫、③借入れによる土地投資に係る税制上のメリット、などに基づく根強い地価上昇期待があり、この地価上昇期待を背景に、建設業や不動産業、卸・小売業など非製造業中小企業を中心に土地に対する需要の急増が生じたことが挙げられる。

この場合に重要なのは、こうした土地投資の大半は銀行借入によって調達されたという点である。すなわち、長期の金融緩和を背景に、非製造業中小企業を中心に、金融機関借入のオペレービリティ制約は大幅に緩和され、それによって可能となった土地投資の急増が地価の上昇を通じて土地の担保価値を増大させたのである。そして、この担保価値の増大が企業の資金のオペレー

第3図 地価と株価の動き



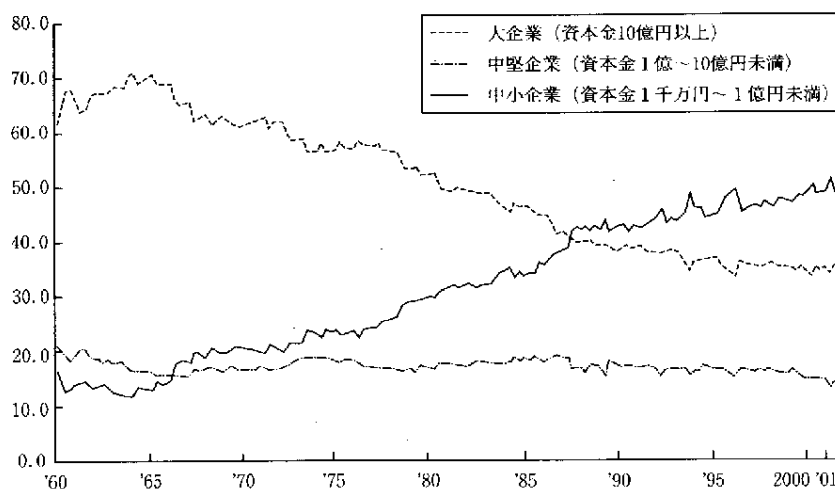
た。しかし、90年代に入って金融引き締め政策への転換を契機に、資産価格の大幅な下落が生じ、企業のバランスシートの悪化による設備投資の大幅な減少と景気の悪化をもたらすこととなった。

ところで、こうした地価の変動が企業の投資活動に及ぼす影響を考える場合、企業の規模に応じて影響の度合いが異なるか否かについても検討する必要がある。というのは、既にみたように、大企業と中小企業では金融機関借入依存度が異なり、総じてその依存度の高い中小企業の方が、担保価値の変動に基づく借入れアバノラビリティの変化によって設備投資等が大きな影響を受ける可能性が高いからである²⁾。そこで以下の実証分析を行うに当たって、まず日本の

アバノラビリティ制約を一段と緩和し、金融機関借入による土地投資がさらに促進されるというメカニズムが働いたとみられる。このことを図式化すると、(金融緩和を背景とする)金融機関借入の増加→土地投資の増加→地価上昇→担保価値の増大→金融機関借入の増加、という累積的な循環プロセスとして把握することができる。1980年代後半の地価高騰をもたらした背景については、前掲[1996]が詳しい。

2) この見方は日本ではとくにポピュラーである。実際、例えば三井・河内[1995]は、中小企業の設備投資行動と資金調達との関係について分析を行った結果、中小企業は資金市場において脆弱な脆弱性の程度が大きく、そのために中小企業の設備投資は資金制約に直面する可能性が高いこと、したがってまた、中小企業に対する政府系金融機関の融資が民間金融機関の融資に

第4図 企業規模別金融機関借入金構成比(全産業)



注：金融機関借入金は、金融機関からの流動負債（当期末）と固定負債（当期末）の合計。

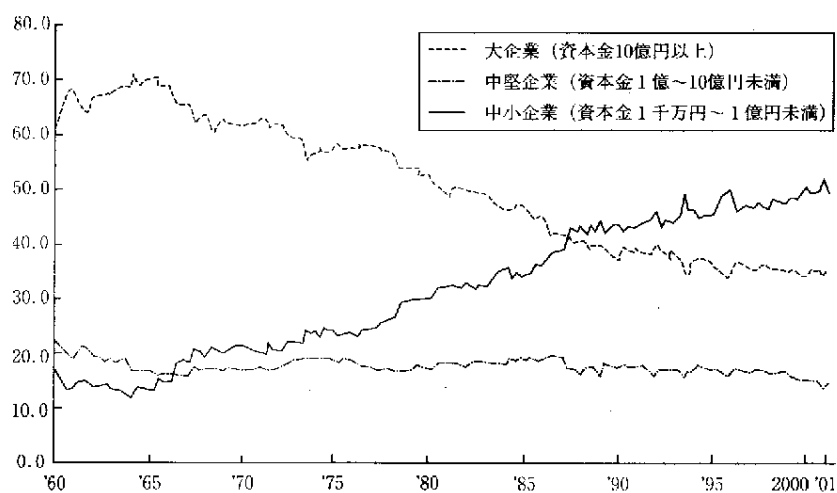
資料：『法人企業統計調査』大蔵省（現財務省）。

経済活動に占める中小企業の重要性に改めて注目したい。

いま、『法人企業統計季報』に基づいて、この点を確認してみよう。第4図は、全産業（製造業と非製造業の合計）における企業規模別の金融機関借入金の構成比（%）を、第5図は、企業規模別の資産構成比を、第6図は、企業規模別の従業員構成比（いずれも1960年第1四半期～2001年第2四半期）を調べたものである。これを見ると、中小企業（資本金1千万円以上1億円未満）における金融機関借入金の割合は、60年代初めの15%から最近では50%まで上昇しているし、資産合計に占める中小企業の割合も、当初の15%から最近ではほぼ40%まで上昇し、さらに雇用（従業員）に占める中小企業の割合も、当初の30%から最近ではほぼ65%にまで高まっている。この結果は、中小企業は日本経済において依然として重要であり、その重要性はむしろ着実に高まっていることを雄弁に物語っている。逆に言えば、大企業（資本金10億円以上）は、金

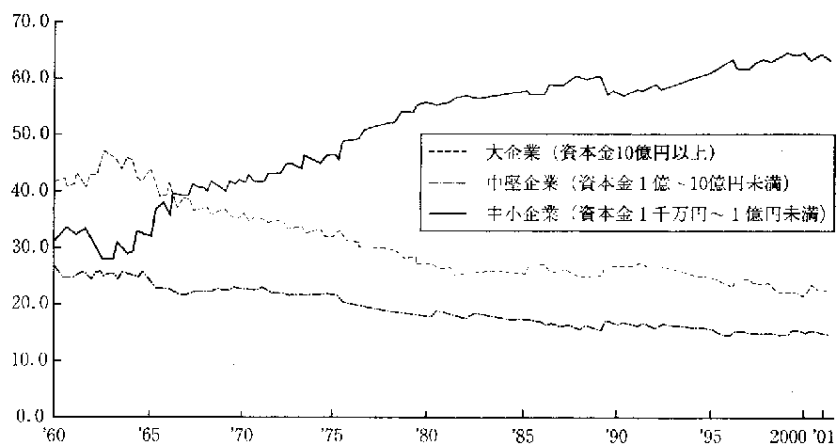
を補完する機能を果たしていることを実証的に明らかにしている。

第5図 企業規模別資産構成比（全産業）



資料：第4図と同じ。

第6図 企業規模別従業員構成比（全産業）



資料：第4図と同じ。

融機関からの借入金はもちろん、資産、雇用のすべてにおいて着実にシェアを落としているのである。

こうした点を踏まえて、地価の変動が企業の設備投資に及ぼす影響について、企業規模別に異なった影響を及ぼすのかどうかに焦点を当てながら、地価の変動と企業の設備投資との関係について時系列分析を行う³⁾。

IV-1 変数の選択

地価と設備投資に関する実証分析を行うために、ここでは関連する変数として、地価(全国市街地平均価格指数)、設備投資額(大企業および中小企業投資額)、金利(都市銀行および地方銀行の貸出約定平均金利)を選択した。

データの標本期間は、1955年第1四半期～1999年第4四半期とした。この場合、『法人企業統計季報』の資本金10億円以上の企業の財務データは1959年第3四半期以降より調査・報告され、それ以前の資本金10億円以上の企業は資本金1億円以上の企業に含まれていた。したがって、標本期間を1955年第1四半期から取るため、データの連続性を考慮して大企業は資本金1億円以上の企業とし、中小企業は資本金1千万円以上1億円未満の企業として定義し直すことにした⁴⁾。そのため、ここでの大企業の定義は、前出の第4図～第6図における定義とは異なっている。

よく知られているように、『法人企業統計季報』では年度が変わる毎に母集団が変更されてデータの不連続が生じるという問題がある。このデータの不連続から生じる「断層」修正問題の解決方法としては、いくつかの方法が知られているが、ここでは企業規模ごとに含まれている企業は同質と仮定して、社数で除した1社当たりの設備投資額を求め、これに季節調整法を適用することにした。

3) これまで地価の変動が实体经济活動に大きな影響を及ぼすことは日本でも十分認識されてきたものの、両者の関係を実証的に分析するという試みは極めて少ない。数少ない研究として、松井[1996]および小川・北坂([1998]第10章)が挙げられる。このうち、松井[1996]については脚注9)を、小川・北坂[1998]については脚注8)を参照されたい。

4) 大企業は資本金1億円以上の企業を、中小企業は資本金1千万以上1億円未満の企業とする分類は、秀島・石田[1993]および畠田[1997]と同じである。

第1表 変数の説明

変数	単位	備考	資料
IL 設備投資(全産業, 大企業)	億円	一社当りの値に変換後 X-12-ARIMA 季節調節値	大蔵省(現財務省) 「法人企業統計季報」
IS 設備投資(全産業, 中小企業)			
RL 貸出約定平均金利(都市銀行)	%	X-12-ARIMA 季節調節値	日本銀行 「経済統計月報」
RS 貸出約定平均金利(地方銀行)			
LP 全国市街地 平均地価指数	1990年 3月 =100	半年データの平均を取り 4半期データに変換後 X-12-ARIMA 季節調節値	日本不動産研究所 「全国市街地価格指数」

注1)：標本期間：1955年第1四半期～1999年第4四半期，標本数：180

2)：大企業は資本金1億円以上の企業を，中小企業は資本金1千万円～1億円未満を指す。

以上の各変数のうち，地価指数のみは半年データのため，線形補間法によって半年データの平均値を取り4半期データに変換した。また，地価のみ対数変換するとともに，地価を含むすべてのデータについて，X-12-ARIMAを用いて季節調節を施した⁵⁾。変数記号と各変数名，データ出所などは第1表の通りである。

IV-2 単位根検定

通常，経済の時系列データは非定常な場合が多く，これを使用した回帰分析では変数が本来無関係にもかかわらず「見せかけの相関」が発生して，分析結果がきわめて良好となる可能性がある。したがって以下では，時系列データの持つ特性を検討して分析作業を進める。

まず，上に示した各変数の時系列データについて，単位根検定(unit root test)を行う。この単位根検定においては，検出力の優れている拡張加重対称タウ検定(Augmented Weighted Symmetric Tau Test)と，広く使われている

5) 金利以外の変数について対数変換を行い，その上で金利を含むすべての変数について季節調整を施した場合についても分析を行ったが，地価指数のみ対数変換した場合とほとんど結果は変わらなかった。なお，X-12-ARIMAについては，米国商務省のhomepage (<http://www.census.gov>)を参考にした。

第2表 非定常過程および定常過程

非定常過程	$ L < 1$ or $ \rho > 1$	発散過程		
	$ L = 1$ or $ \rho = 1$	単位根過程 (階差モデル)	ランダムウォーク過程 ドリフト付き ランダムウォーク過程	H1 モデル H2 モデル
定常過程	$ L > 1$ or $ \rho < 1$	(トレンド モデル)	$\mu_t = 0$ 回りの定常過程	H3 モデル
			$\mu_t = \mu$ 回りの定常過程	H4 モデル
			トレンド回りの定常過程	H5 モデル

第3表 単位根検定の結果

0 階差	トレンドあり			トレンドなし		
	Wtd. Sym.	Dickey-F	Phillips	Wtd. Sym.	Dickey-F	Phillips
IL	-2.54083 (0.26812)	-2.63779 (0.26281)	-12.04702 (0.31359)	-1.17991 (0.73128)	-1.78737 (0.38675)	-7.67580 (0.23683)
IS	-2.58574 (0.24262)	-2.62349 (0.26920)	-10.79895 (0.38470)	-2.57335** (0.040556)	-2.77789* (0.061502)	-12.01776* (0.082951)
RL	-2.21155 (0.49500)	-2.03208 (0.58386)	-11.45362 (0.34602)	-0.62633 (0.93436)	-0.55758 (0.88028)	-2.66925 (0.69860)
RS	-2.07538 (0.59556)	-1.96398 (0.62091)	-9.98143 (0.43738)	-0.33863 (0.97113)	-0.30293 (0.92509)	-1.39302 (0.84786)
LLP	5.82006 (1.0000)	-1.55006 (0.81138)	-0.89222 (0.98987)	-0.28620 (0.97521)	-3.24148 (0.017706)	-2.86644 (0.67413)

注1) : 表中の数値は τ 値であり、括弧内は P-value (検定統計量の危険水準を表す) である。

2) : ***は有意水準1%, **は有意水準5%, *は有意水準10%で帰無仮説の棄却を示す。

拡張 Dickey-Fuller (τ) 検定 (Dickey-Fuller Tau Test), および誤差項に関する条件が一般的な PP 検定 (Phillips-Perron nonparametric (z) Test) の3つの検定を行った。結果は第3表の通りである (表中の数値は τ 値で、括弧内は P-value である)。ただし、ここでは「トレンドあり」の場合と「トレンドなし」の場合に分けて推定し、両方の推定結果を比較している⁶⁾。

6) 単位根検定において、(1)被説明変数の P-value が0.1以下の場合には、説明変数の P-value も0.1以下になる場合には、通常の最小2乗法で推定できる。というのは、10%の危険水準で

第4表 第1階差の単位根検定の結果

1階差	トレンドあり			トレンドなし		
	Wtd. Sym.	Dickey-F	Phillips	Wtd. Sym.	Dickey-F	Phillips
DIL	-5.72736*** (0.0000268)	-5.83580*** (4.829D-06)	-222.9668*** (1.0408D-22)	-5.62722*** (4.5916D-06)	-5.83018*** (3.9920D-07)	-221.89393*** (5.21838D-24)
DIS	-3.99994*** (0.0046545)	-3.83532** (0.014856)	-222.5973*** (1.1356D-22)	-3.70717*** (0.0014245)	-3.58904*** (0.0059740)	-228.99445*** (1.03331D-24)
DRL	-4.73731*** (0.0005159)	-4.60832*** (0.0009985)	-38.46091*** (0.0013508)	-4.65287*** (0.0008447)	-4.52349*** (0.00017829)	-38.61895*** (0.0001082)
DRS	-5.45160*** (0.0000610)	-5.34171*** (0.000047)	-45.53084*** (0.00027176)	-5.37156*** (9.8587D-06)	-5.25404*** (6.8130D-06)	-45.28322*** (0.00001999)
DLLP	-3.13888** (0.057778)	-3.18387* (0.087665)	-27.12047** (0.016190)	-1.50124 (0.51017)	-1.39237 (0.58593)	-8.97430 (0.17327)

注：第3表と同じ。

第3表を見ると、単位根が棄却されるのは、トレンドなしの場合のISのみであり、他のすべてにおいては単位根の存在は棄却されなかった。以下では、すべての変数が単位根を持つとみなして分析を進める。この結果、すべての変数は確率的トレンドをもつ、すなわち、「トレンドモデル」ではなく「階差モデル」となる。ここでの「トレンドあり」はH2モデルに、「トレンドなし」はH1モデルに該当する（第2表参照）。

以上のように単位根の存在が棄却されなかったため、次に、すべての変数について1回の階差をとって同様の検定を行った。結果は第4表の通りである。この結果が示すように、すべての変数はI(1)変数である。つまり、第1階差をとることによって定常化された。なお、各変数の最初に付されている記号Dは階差を示している。

※すべての変数が単位根を持っていないからである。(2)また、被説明変数のP-valueが0.1以上の場合は、説明変数のP-valueも0.1以下になる変数は被説明変数とは長期的に安定した関係はないので、説明変数としては取り除く。

第5表 ヨハンセンの最尤法による共和分検定の結果 (P 値)

帰無仮説		$\gamma = 0$	$\gamma \leq 1$	$\gamma \leq 2$
IL LLP RL	トレンドあり	0.11025	0.22840	0.50521
	トレンドなし	0.17651	0.57015	0.62837
IS LLP RS	トレンドあり	0.01011**	0.067371*	0.11939
	トレンドなし	0.063372*	0.74308	0.66777

注1) : γ はコインテグレーション・ベクトルの数。

2) : ***は有意水準1%, **は有意水準5%, *は有意水準10%で帰無仮説の棄却を示す。

IV-3 共和分検定

次に、非定常な変数間の共和分関係について、ヨハンセンの最尤法 (Johansen trace cointegration Test) による共和分検定 (cointegration test) を行った。結果は第5表の通りである。ただしラグの次数については、0期から最大8期まで検討した。

第5表の結果によると、大企業の設備投資と地価および金利間には共和分関係が存在しないことがわかる。これは、地価と大企業設備投資の間には長期的に安定的な関係がないことを意味する。つまり、長期的にみると、地価の変動は大企業の設備投資に影響を与えないのである。

一方、中小企業の場合には、共和分ベクトルは一つ存在する。これは、中小企業設備投資と地価と金利の間には共和分関係が存在するという意味で、地価の上昇は金融機関貸出依存度の高い中小企業に対して有意な影響を与えると解釈できる。

IV-4 グレンジャー因果性検定

共和分検定の結果に基づいて、IS (中小企業設備投資、全産業) の場合は ECM モデル (Error Correction Model; 最小2乗法から求められた誤差項を入れた3変量 VAR(4) モデル) によるグレンジャー因果性検定を行った。一

第6表 グレンジャー因果性検定の結果 (F テスト)

	F 値		F 値
LP \Rightarrow IL	7.406385***	IL \Rightarrow LP	0.560865
LP \Rightarrow IS	6.617324***	IS \Rightarrow LP	1.484613
LP \Rightarrow RL	1.303242	RL \Rightarrow LP	1.41344
LP \Rightarrow RS	0.3174693	RS \Rightarrow LP	1.219114
IL \Rightarrow RL	1.030811	RL \Rightarrow IL	0.9679734
IS \Rightarrow RS	1.726286	RS \Rightarrow IS	0.8654386

注：***は有意水準1%，**は有意水準5%，*は有意水準10%で有意であることを示す。

方、IL（大企業設備投資、全産業）の場合は共和分関係が存在しなかったため、誤差項を入れずに通常の3変量VAR(4)モデルによるグレンジャー因果性検定を行った。この結果は第6表の通りである。

第6表が示すように、大企業、中小企業とも、地価から設備投資への統計的に有意な因果関係が認められた。逆に、大企業、中小企業とも、設備投資から地価への因果関係は認められなかった。また、地価と金利および金利と設備投資の間には、どちらの方向の因果関係も認められなかった。

IV-5 インパルス反応関数

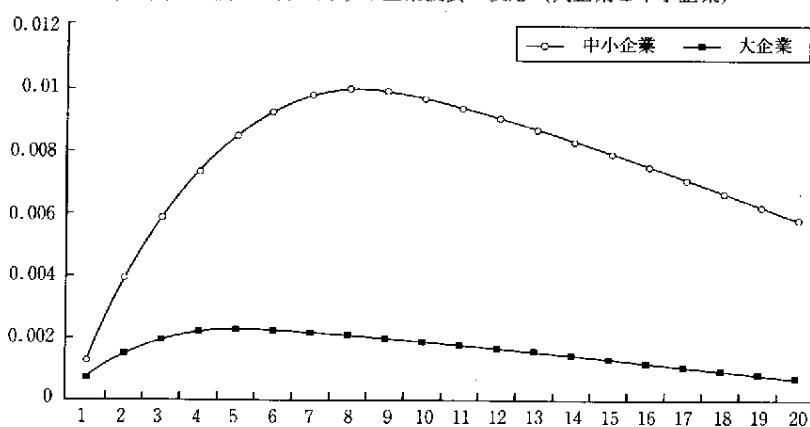
次に、地価の変動に対する大企業と中小企業の設備投資の反応を調べるため、設備投資、地価、金利の3変量VAR(2)モデルに基づいて、インパルス反応関数を調べた⁷⁾。この結果は、第7図に示されている。

これによると、地価の変化に対して、大企業、中小企業とも、企業の設備投資は正の反応を示している。つまり、地価の上昇は企業の設備投資を増加させ、逆に地価の下落は設備投資を減少させる。

ただし、企業規模別に見ると、中小企業の設備投資に対する影響力の方が大

7) 3変量VARモデルにおける変数の順序は、変数の外生性を考慮して、地価、金利、設備投資の順序とした。またラグについては、SBIC (Schwarz-Bayes Information Criteria) に基づいて2期を選択した。

第7図 地価の上昇に対する企業投資の反応(大企業と中小企業)



企業に対するそれよりも大きく、かつその影響は大企業よりも長期にわたって持続している。地価の変動が量と時間の両面において中小企業に対してより強い影響を及ぼしているという結果は、これまでも触れたように、設備資金をもっぱら金融機関に依存している中小企業の方が、地価変動による担保価値の変化を通じてより大きな影響を受けることを示唆している。

V 地域別地価と地域別設備投資の関係：クロスセクション分析

フィナンシャル・アクセラレータ仮説は、資産価格の変動が企業の正味資産の変化ないし企業保有の担保価値の変化を媒介にして景気に対して大きな影響を及ぼすだけでなく、その影響は資産価格の上昇局面と下降局面では非対称的であることを強調する。すなわち、資産価格の上昇が実体経済活動に及ぼすインパクトよりも、資産価格の下落のインパクトの方がより大きいと主張する。われわれは、この仮説の当否を、これまでと同様、地価の変動と設備投資の関係に焦点を当てながら直接的な形で検証する⁸⁾。

8) このような資産価格(地価)変動の企業支出ないし景気に及ぼす影響の非対称性に関する実証分析は皆無に等しい。唯一の例外は、小川・北坂([1998] 第10章)の時系列データを用いたメ

V-1 変数の選択

この節では、地価変動の設備投資に及ぼす非対称的效果について実証分析を行うため、パネルデータを用いて分析を行った⁹⁾。地価変数として日本不動産研究所『全国市街地価格指数』における「地域別商業地平均価格指数」を、設備投資額としては経済企画庁（現内閣府）『県民経済計算年報』の「県民経済計算」における「民間企業設備」（名目額）のデータを採用した。ただし、「地域別商業地平均価格指数」は「民間企業設備」とは違って都道府県別データではないため、各都道府県別の民間企業設備投資を加え合わせ、地価指数と同一の地域別に合わせた¹⁰⁾。

また本節では、設備投資と地価の関係について単純な回帰分析の手法を用い

分析である。彼らは、企業の資産選択モデルにおいて、設備投資、土地、借入の資産需要関数を推定した。説明変数として、限界トービンの q 、キャッシュ・フロー、土地資産、ノン・ファンダメンタルズ、非対称性の代理変数を採用している。ここで非対称性の代理変数はダミー変数と土地資産の交互項であり、ダミー変数は不況期に1、他は0を取る変数である。その推定の結果、「全産業、製造業、不動産業で非対称性の係数が安定的にプラスと計測されており、不況期に土地資産の効果が強まっている」という結論を導いている。

- 9) 地価と設備投資の関係をパネルデータを用いて実証分析を行った唯一の研究として、松井[1996]がある。この研究では、「開銀企業財務データバンク」の個別企業財務データを用いてクロスセクション分析を行っている。企業の保有する土地資産の担保価値の変化が銀行の貸出供給に与える影響を分析するためには、担保資産を時価で評価する必要があるが、「開銀企業財務データバンク」における個別企業の財務データは時価ではなく簿価で評価されているという問題がある。そこで松井[1996]では、簿価と時価との乖離を克服するために、企業群を91業種に細分化し、担保比率（銀行からの長期借入金残高に対する保有土地残高の比率）と設備投資率（設備投資の有形固定資産残高に対する比率）の間に有意な正の相関が認められた業種について、マクロ的な影響を測るという手法を取っている。しかし、この分析には、こうした企業群の細分化を通じて、簿価と時価とのギャップを減らすことができるのかという根本的な問題があるように思われる。さらに、回帰分析に用いられた標本の企業数があまりにも少ない場合が多く（最も少ない場合で4社）、その推定結果が十分に信頼できるかどうか疑わしい。

- 10) 各地域を構成する都道府県は次の通りである。

北海道地方：北海道

東北地方：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

関東地方：茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県

北陸地方：新潟県、富山県、石川県、福井県、長野県

中部・東海地方：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県

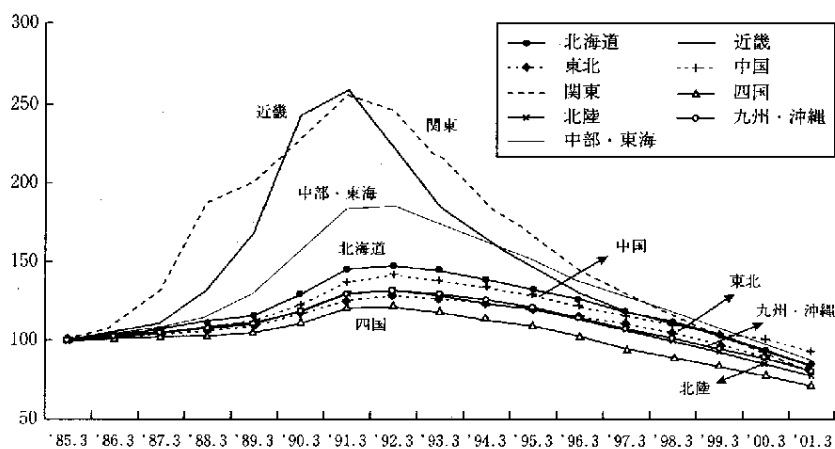
近畿地方：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県

中国地方：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国地方：徳島県、香川県、愛媛県、高知県

九州・沖縄地方：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

第8図 地方別市街地地価指数(商業地, 1985年3月末=100)



たが、「県民経済計算」における民間企業設備投資は年次データ(ただし、年度ベース)であり、地価指数は半年データ(3月末および9月末)であることから、データの取扱いに関して若干微妙な問題が存在する。ここでは、民間企業設備投資の対前年度変化率(%)を非説明変数にとる点は同じであるが、3月末地価指数の対前年度変化率(%)を説明変数にとった場合と、9月末地価指数の対前年度変化率を説明変数にとった場合の2通りに分けて回帰分析を行った。

第8図は、地域別商業地の地価の推移を示している。これを見ると、第3図にのけると同様、日本の地価は全般に1980年代後半に高騰しているが、なかでも東京を中心とする関東地方および近畿地方の地価の上昇が際立っており、これらに次いで中部・東海地方の地価上昇が著しい。同様に、1990年代に入って以降の地価の大幅な下落についても、関東や近畿、次いで中部・東海地域の下落が顕著である。

こうした地域別の地価変動のばらつきを織り込んだクロスセクション分析を行うに際して、いわゆるバブル生成期に相当する1986~1990年度の5年間を「地価上昇期」とみなし、1991~1995年度の同じ5年間を「地価下落期」とみ

なして、データの標本期間を選択した。また、被説明変数である設備投資の変化率の分布が地域によって異なると仮定し、回帰分析は加重最小2乗法を用いることにした¹¹⁾。

さらに、われわれは、もう一つのパネルデータを用いて分析を行った。それは、地価変数として国土庁（現、国土交通省）の「公示地価」（都道府県別商業地平均価格）を用い、設備投資額としては上と同様の「県民経済計算」における「民間企業設備」（名目額）のデータを用いた。したがって、地価変数と設備投資額は同一の都道府県に直接に対応する。ただし公示地価は、当該年度の7月1日（基準日）時点の値であることは留意する必要がある。ここでは、上と同様に、非説明変数として民間企業設備投資の対前年度変化率（%）をとり、説明変数として7月1日時点の公示地価の対前年変化率（%）をとることにした。したがって例えば、1986年4月～1987年3月の民間企業設備投資（対前年度変化率）には、1986年7月1日の公示地価（対前年変化率）が対応することになる。「地価上昇期」と「地価下落期」の期間区分は前と同様であり、推定手法が加重最小2乗法であることも前と同様である。

V-2 分析結果

第7表および第8表は、「地域別商業地平均価格指数」を用いた場合の推定結果である。このうち第7表は、3月末時点の地価（対前年変化率、%）を説明変数にとり、第8表は9月末時点の地価（同）を説明変数とした場合の推定結果である。これによると、説明変数として3月末時点の地価変化率を用いようが、9月末の地価変化率を用いようが、結果はほとんど変わらないことが分かる。すなわち、いずれの場合でも、地価上昇期および地価下落期とも地価の

11) 最小2乗法 (ordinary least squares: OLS) は、「すべての擾乱項が同じ分散を持つ」と仮定される。しかし、この仮定が満たされない場合（分散不均一）、推定された係数が最良線型不偏推定量および一致推定量であると限らない。この分散不均一 (hetero-skedasticity) の問題を解決する手法の一つが加重最小2乗法 (weighted least squares) である。詳しくは Chatterjee and Price ([1977] Chap. 5) や山本 ([1995] 第8章) を参照されたい。ただし、以下で最小2乗法による推定も合わせて行ったが、結果は加重最小2乗法の場合とほとんど変わらなかった。

第7表 地価の設備投資への影響(地域別データ)

——3月末の地価変化率を説明変数とした場合——

	地価上昇期	地価下落期			全期間
	86~90年度	91~93年度	91~94年度	91~95年度	86~95年度
地価変化率	0.150755* (2.44725)	0.869285** (5.05356)	0.864685** (6.09980)	0.622031** (3.88696)	0.616652** (8.09328)
定数項	8.07736** (7.60313)	-1.22001 (-1.15689)	-1.38529 (-1.60453)	-0.041627 (-0.041799)	1.92232** (2.73435)
Adjusted R ²	0.101840	0.485540	0.508479	0.242795	0.420200

注1):()内の数値はt値を示す。

2):**, *はそれぞれ有意水準1%, 5%で帰無仮説の棄却を示す。

第8表 地価の設備投資への影響(地域別データ)

——9月末の地価変化率を説明変数とした場合——

	地価上昇期	地価下落期			全期間
	86~90年度	91~93年度	91~94年度	91~95年度	86~95年度
地価変化率	0.281506** (3.01582)	0.706290** (5.96750)	0.66082** (6.67704)	0.489038** (4.31302)	0.527797** (7.57959)
定数項	7.33024** (6.78632)	-3.90807** (-3.57200)	-3.56332** (-4.46333)	1.50635** (-1.67859)	1.94475** (2.55053)
Adjusted R ²	0.161596	0.571036	0.554610	0.285740	0.388106

注:第7表と同じ。

変化率の係数推定値は期待される正の符号を持ち、かつ高度の有意水準で帰無仮説は棄却される。したがって、地価の上昇は民間企業の設備投資を増加させ、逆に地価の下落はそれを減少させることになる。

この点は、これまでの時系列分析の結果と同様であるが、注目されるのは、地価上昇期の係数推定値よりも地価下落期の係数推定値の方が常に大きいという点である。例えば第7表において、86~90年度において、10%の地価の上昇は民間企業設備投資を1.5%増加させることになるのに対して、91~95年度の同じ5年間では、10%の地価の下落はおよそ6%の設備投資の減少をもたらすことになる。つまり、地価の変動が設備投資に及ぼす影響力は、地価の下落期

第9表 地価の設備投資への影響（都道府県別データ）

——公示地価の変化率を説明変数とした場合——

	地価上昇期	地価下落期			全期間
	86～90年度	91～93年度	91～94年度	91～95年度	86～95年度
地価変化率	0.103392** (15.3014)	0.477341** (9.76488)	0.439459** (9.98481)	0.357348** (7.67869)	0.396078** (12.1532)
定数項	8.45675** (4.41969)	-3.73564** (-6.57248)	-3.31965** (-6.91894)	-1.54026** (-3.15464)	2.17758** (5.40423)
Adjusted R ²	0.073391	0.402610	0.345459	0.198527	0.238265

注：第7表と同じ。

の方が上昇期よりも約4倍の大きさとなっている。

次に、第9表は「公示地価」を用いた場合の推定結果である。第7表および第8表に比べ、係数推定値の有意性（t値）が大幅に上昇している点を除けば、結果はほぼ同じである。この場合も、地価の変動が設備投資に及ぼす効果は、地価上昇期と下落期では非対称的であり、地価変化率の係数推定値は、86～90年度の地価上昇期よりも91～95年度の地価下落期の方が、約3.5倍の大きさになっている。

VI む す び

本稿では、地価の変動が設備投資に及ぼす影響について理論的・実証的に考察した。まず、Gertler and Hubbard [1988] の部分均衡的なモデルを拠り所に、地価の変動が企業の投資支出に及ぼす影響およびそのメカニズムを理論的に考察した。情報の非対称性が存在するもとでは、地価の上昇は担保価値の増加（正味資産の増加）を通じて投資を増加させる。この場合、担保価値の増加は、金利の低下が投資の増加をもたらすという伝統的な波及経路を増幅する効果を持っている。地価の下落は、地価の上昇の場合と正反対の効果を持っている。このように、地価の変動が企業のバランスシートの変化ないし担保価値の変化を通じて企業の投資支出、ひいては景気の変動を増幅するという効果は、

しばしばフィナンシャル・アクセラレータと呼ばれて注目を集めている。しかも、この考え方によれば、地価の変動は企業の設備投資ないし景気の変動を増幅するのみならず、この増幅効果は、景気の上昇局面よりも景気の下降局面においてより強くなるという非対称性を持っている。

以上のことを調べるため、日本経済を対象に、1955～1999年の四半期データ(規模別設備投資額、地価、金利)を用いて、単位根検定、共和分検定、グレンジャー因果性検定、インパルス反応関数に基づく時系列分析を行った。さらに、日本の地域別(および都道府県別)の地価と地域別(および都道府県別)の企業設備投資の関係について、年データによるクロスセクション分析を行った。その推定結果の概要は以下の通りである。

- (1) グレンジャー因果性テストに基づく短期的な関係からみると、地価は企業規模を問わず企業投資に一方方向的な影響を及ぼしている。
- (2) 長期的な関係からみると、中小企業の場合、設備投資と地価と金利の間には共和分関係(コインテグレーション)が存在するが、大企業の場合は、設備投資と地価と金利との間に共和分関係は存在しない。すなわち、大企業の場合は、中小企業の場合と異なり、設備投資と地価と金利との間に長期において安定的な関係はない。
- (3) インパルス反応関数を調べると、地価の変動は大企業の設備投資よりも中小企業の設備投資に対して、より強く、より長期にわたって、大きな影響を及ぼしている。
- (4) パネルデータを用いた分析によると、地価の変動は企業の設備投資に有意な影響を及ぼしているが、地価の下落期の方が地価の上昇期よりも設備投資に及ぼす影響は大きい。その意味で、地価の設備投資に及ぼす影響は非対称的である。

実証分析から得られた以上の4つの主要な結果は、近年、有力な考え方となりつつあるフィナンシャル・アクセラレータ仮説の日本における妥当性を実証的に支持するものである。もし、こうした実証分析が信頼するに足るものとす

れば、今後の金融政策運営においては、一般物価水準の変化はもとより、先行きの資産価格の変動を考慮に入れたフォワード・ルッキングの政策対応が重要であるということになる。このことは、戦後未曾有のバブルの生成と崩壊を経験した日本経済にとって、残された最大の教訓であるように思われる。

さらに金融政策との関連から言うと、日本経済において中小企業のウエイトが高まりつつあるという事実も重要である。前節の実証分析を行うに際して、われわれはまず、日本の全産業における企業規模別の金融機関借入金構成比、資産構成比、従業員構成比の推移を考察した。それによると、金融機関借入額、資産額、従業員数に占める中小企業の比率は、最近になるほど着実に高まっている。設備資金などを主として銀行借入によって調達している中小企業のウエイトが増大していることは、他の条件が一定であるとする、金融政策の波及経路における「信用経路」(credit channel)の重要性を高める方向に作用する。この点は、実証分析より導かれる案外無視できないインプリケーションであるように思われる。

参考文献

- Bernanke, B. S. [1983] "Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review*, Vol. 73, No. 3, June, pp. 257-276.
- [1993] "Credit in the Macroeconomy," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 18, No. 1, Spring, pp. 50-70.
- [2000] *Essays on the Great Depression*, Princeton, Princeton University Press.
- Bernanke, B. S. and Alan S. Blinder [1988] "Credits, Money and Aggregate Demand," *American Economic Review* (Papers and Proceedings), Vol. 78, No. 2, May, pp. 435-439.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler [1989] "Agency Cost, Net Worth, and Business Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 14-31.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler [1990] "Financial Fragility and Economic Performance," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, Fall, pp. 87-114.

- Bernanke, B. S. and M. Gertler [1995] "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, pp. 27-48.
- Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist [1996] "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, February, pp. 1-15.
- Bernanke, B. S., M. Gertler and S. Gilchrist [1998] "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," *NBER Working Paper*, No. 6455, March.
- Chatterjee, S. and B. Price [1977] *Regression Analysis by Example*, John Wiley and Sons, Inc. (佐和隆光・加納悟訳『回帰分析の実際』新曜社, 1981年)。
- Eckstein, O. and A. Sinai [1986] "The Mechanism of the Business Cycle in the Postwar Era" in *The American Business Cycle: Continuity and Change*, ed. by Robert J. G., Chicago, University of Chicago Press.
- Fazzari, S., G. Hubbard, and G. Peterson [1988] "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 141-206.
- Fisher, I. [1932] *Booms and Depressions*, London, George, Allen and Unwin.
- [1933] "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions," *Econometrica*, Vol. 1, October, pp. 337-357.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz [1963] *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton: Princeton University Press.
- Gertler, M. L. and S. Gilchrist [1993] "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1, pp. 43-64.
- Gertler, M. L. and S. Gilchrist [1994] "Monetary Policy, Business Cycles and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, pp. 309-340.
- Gertler, M. L. and R. G. Hubbard [1988] "Financial Factors in Business Fluctuations," *Financial Market Volatility*, A Symposium Sponsored by Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 33-71.
- Hawtrey, R. G. [1919] *Currency and Credit*, Longmans, Green and Co. .
- [1937] *Capital and Employment*, Longmans, Green and Co. .
- Hirtle, B. and J. Kelleher [1990] "Financial Market Evolution and the Interest Sensitivity of Output," *FRBNY Quarterly Review*, Summer, pp. 56-70.
- Keynes, J. M. [1936] *The General Theory of Employment, Interest and Money*,

Macmillan and Co.

Kiyotaki, N. and J. Moor [1997] "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, pp. 221-248.

Mauskopf, E. [1990] "The Transmission Channels of Monetary Policy: How Have They Changed?," *Federal Reserve Bulletin*, December, pp. 985-1008.

Modigliani, F. and M. Miller [1958] "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, June, pp. 261-297.

Wicksell, J. G. K. [1898] *Geldzins und Güterpreise, eine Studie über die den Tauschwert des Geldes bestimmenden Ursachen*, Jena. (北野熊喜男・服部新一訳『利子と物価』日本評論社, 1939年)。

浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 [1991] 「設備投資と資金調達：連立方程式モデルによる推計」『経済経営研究』第11巻第4号, 1991年2月。

小川一夫・北坂真一 [1998] 「資産市場と景気変動：現代日本経済の実証分析」日本経済新聞社。

計 聡 [1995] 「地価の変化が投資活動に与える影響：過小投資および過大投資」『日本経済研究』No. 29, 1995年10月, 54-72ページ。

小泉 進 [1982] 「マクロ経済学」有斐閣。

小島専孝 [1997] 「ケインズ理論の源泉」有斐閣。

寺西重郎 [1982] 「日本の経済発展と金融」岩波書店。

日本銀行 [1996] 「1980年代以降の企業のバランスシートの変化について」『日本銀行月報』1996年7月号, 71-103ページ。

畠田 敬 [1997] 「日本における銀行信用波及経路の重要性」『ファイナンス研究』第22巻, 1997年3月, 15-31ページ。

秀島弘高・石田和彦 [1993] 「銀行貸出と金融政策効果」日本銀行金融研究所研究資料(5) 研1-2, 1-41ページ。

古川 顕 [1995] 「金融政策クレジット・ビュー」『金融経済研究』第9号, 10-27ページ。

—— [1997] 「バブル経済の崩壊と物価下落」『フィナンシャル・レビュー』第43号, 71-95ページ。

—— [1999] 『テキストブック 現代の金融』東洋経済新報社。

—— [2000] 「信用の経済学——R. G. ホートレーを中心に——」『経済論叢』第166巻第5・6号, 2000年11・12月, 1-35ページ。

松井 聖 [1996] 「近年における銀行の貸出供給と実体経済活動の関係について——クレジットクランチ論に関する一考察」日本銀行金融研究所, Discussion Paper

96-J-17。

三井 清・河内繁 [1995] 「中小企業の設備投資と資金調達——資金制約と政策金融の機能——」『郵政研究レビュー』第6号，1995年3月，183-204ページ。

吉川 洋編 [1996] 『金融政策と日本経済』日本経済新聞社。

山本 拓 [1995] 『計量経済学』新世社。